

Науковий журнал

1.2007

ВІСНИК

**Хмельницького
національного
університету**

Технічні науки

Хмельницький 2007

Література

1. Шестакова Н.А. СВЧ-система інструментальної посадки самолетов. // Зарубежная радиоэлектроника. – 1972. – № 11. – С. 3-21.
2. Линдсей В. Системы синхронизации в связи и управлении / Пер. с англ. В.Н. Кулешова, Г.Д. Лобова, Д.П. Царапкина / Под. ред. Ю.Н. Бакаева, М.В. Капранова. – М.: Сов. радио 1978. – 602 с.
3. Голуб В. Система ФАПЧ и ее применения // CHIP NEWS Украина, Инженерная микроэлектроника. – 2000. – № 4. – С.25-29.
4. Жодзишский М. И. Анализ цифровых систем ФАП для фильтрации гармонического сигнала. // Радиотехника и электроника. – 1973. – Т.17, № 5. С. – 979-984
5. Системы фазовой синхронизации с элементами дискретизации / Под. ред. В.В. Шахгильдяна. – М.: Радио и связь. 1989. – 410 с.
6. Келин Т., Супонников Д. Характеристики цифровой системы фазовой автоподстройки частоты // CHIP NEWS Украина, Инженерная микроэлектроника. – 2002. – № 9. – С.11-14.
7. Келин Т., Супонников Д. Аппаратная реализация двоичной полностью цифровой системы фазовой автоподстройки частоты // CHIP NEWS Украина, Инженерная микроэлектроника. – 2003. – № 1. – С.45-47.

Надійшла 5.1.2007 р.

УДК 621.396

В.М. КИЧАК, М.А. ШУТИЛО
Вінницький національний технічний університет
А.Ю. ВОЛОВИК
Укртелком, м. Вінниця

АНАЛІЗ ТОЧНОСТІ ОЦІНЮВАННЯ КУТОВИХ КООРДИНАТ ПОВІТРЯНОГО СУДНА ПРИ ВИПАДКОВИХ СПОТВОРЕННЯХ МАТРИЧНОГО КОЕФІЦІЄНТА ПЕРЕДАЧІ ФІЛЬТРА ЗГЛАДЖУВАННЯ

Методом статистичного моделювання проаналізовано характеристики точності дискретного фільтра Калмана другого порядку за умови наявності випадкових збоїв у регістрах пам'яті, де зберігаються поточні значення матричного коефіцієнта передачі. Розроблено практичні рекомендації щодо захисту найбільш вразливих до збоїв місць в алгоритмах дискретної фільтрації з врахуванням доцільної організації структури обчислювального процесу та вимог до надійності окремих вузлів.

Вступ та постановка задачі

У системі посадки сантиметрового діапазону невід'ємною частиною бортового пристрою обробки посадочних даних є спеціалізований обчислювач, одна із задач якого – фільтрація первинних вимірювань кутів координат за алгоритмом Калмана [1-3, 7]

$$\mathbf{x}_0^*(k+1/k+1) = \mathbf{A}(k+1, k)\mathbf{x}_0^*(k/k) + \mathbf{K}_0(k+1) [\mathbf{y}(k+1) - \mathbf{C}(k+1)\mathbf{A}(k+1, k)\mathbf{x}_0^*(k/k)]; \quad (1)$$

$$\mathbf{K}_0(k+1) = \mathbf{P}(k+1/k)\mathbf{C}^T(k+1) [\mathbf{C}(k+1)\mathbf{P}(k+1/k)\mathbf{C}^T(k+1) + \mathbf{R}(k+1)]^{-1}; \quad (2)$$

$$\mathbf{P}(k+1/k) = \mathbf{A}(k+1, k)\mathbf{P}(k/k)\mathbf{A}^T(k+1) + \mathbf{B}(k+1, k)\mathbf{Q}(k)\mathbf{B}^T(k+1, k); \quad (3)$$

$$\mathbf{P}(k+1/k+1) = [\mathbf{I} - \mathbf{K}_0(k+1)\mathbf{C}(k+1)] \mathbf{P}(k+1/k). \quad (4)$$

Тут введені наступні позначення: $\mathbf{x}_0^*(k+1/k+1)$ – вектор поточних оптимальних оцінок кутів координат повітряного судна; $\mathbf{y}(k+1)$ – вектор поточних спостережень кута місця; $\mathbf{A}(k+1, k)$, $\mathbf{B}(k+1, k)$, $\mathbf{C}(k+1)$ – системні матриці, відповідних розмірів; $\mathbf{K}_0(k+1)$ – матриця передачі фільтра; $\mathbf{P}(k+1/k)$, $\mathbf{P}(k+1/k+1)$ – кореляційні матриці похибок оптимальної екстраполяції на крок уперед та фільтрації, відповідно; $\mathbf{Q}(k)$, $\mathbf{R}(k+1)$ – кореляційні матриці випадкових збурень та шумів каналу спостережень, відповідно; \mathbf{I} – одинична матриця.

Рекурентна форма даного алгоритму дає змогу виконувати обробку посадочних даних у темпі їх надходження за допомогою вмонтованих мікропроцесорних засобів або спеціалізованої мікро – ЕОМ, причому у оперативній пам'яті зберігається відносно невелике число поточних параметрів. Однак, у реальних умовах не виключена імовірність спотворення процесу розрахунків вищезазначених параметрів через обмежену надійність застосованих апаратних засобів. У першому наближенні, такі спотворення можна розглядати як збої у роботі елементів пам'яті пристрою обробки кутів даних [5, 7], які суттєво знижують безпеку посадочного процесу, адже результати обробки спостережень надходять безпосередньо у систему автоматичного керування польотом повітряного судна, на індикаторні та пілотажні прилади.

Метою даної роботи є:

- аналіз математичної моделі неполадок, які найчастіше зустрічаються у процесі експлуатації мікро – ЕОМ;
- виявлення найбільш вразливих до збоїв місць у алгоритмах дискретної фільтрації;

- розроблення практичних рекомендацій щодо захисту виявлених вузьких місць з обґрунтуванням доцільної організації структури обчислювального процесу та вимог до надійності окремих вузлів.

Обґрунтування та аналіз математичної моделі потоку аномальних похибок, обумовлених збоями у комірках пам'яті

Спектр можливих неполадок пристрою вторинної обробки посадочних даних, реалізованого на основі мікропроцесорних схем, надзвичайно широкий. Тому при вирішенні практичних задач, пов'язаних з підвищенням стійкості обчислень за формулами (1)–(4) до збоїв у обчислювальному процесі, спочатку доцільно визначитись з класом неполадок, по відношенню до якого слід забезпечувати підвищену стійкість. З цією метою, у даному підрозділі подається короткий огляд можливих типів неполадок, які найбільш часто зустрічаються у процесі експлуатації мікро-ЕОМ, визначається їх питома вага у загальному потоці несправностей та аналізується математична модель тих неполадок, по відношенню до яких рекомендується забезпечувати підвищену стійкість алгоритмів дискретної фільтрації.

Випадкові порушення працездатності, що з'являються у процесі роботи цифрової апаратури, можна класифікувати за причинами їх появи, наприклад, на суб'єктивні та фізичні. Причиною суб'єктивних порушень справної роботи, як правило, є недоліки у проектувальному процесі (до 80%), недосконалість математичного забезпечення (до 10%) та похибки вводу даних (5–10%) [9]. До проектних недоліків відносять помилки у технічній документації, робочих схемах та кресленнях, які не були виявлені у процесі розробки та дослідної експлуатації.

Помилки математичного забезпечення прийнято розділяти на програмні, алгоритмічні та системні. Програмні помилки породжуються некоректним використанням команд, операторів, адресатів і визначаються, ззагалі, кваліфікацією розробників. Алгоритмічні помилки у своїй основі мають недосконалість або неадекватність запропонованої математичної моделі. Вони корегуються у процесі уточнення поставленої задачі. Неправильна взаємодія алгоритмів між собою, порушення синхронізації у роботі теж є причиною системних збоїв. Оскільки, на сьогоднішній день, питання автоматизованої побудови цифрових пристроїв, стійких до суб'єктивних помилок, є ззагалі проблематичним, то у даній роботі цей клас неполадок не розглядається.

Неполадки фізичного походження класифікують на постійні, мінливі та випадкові. Постійні неполадки (відмови), причиною яких є незворотні зміни у окремих елементах або вузлах, призводять до стійких похибок у роботі цифрової апаратури і їх усунення можливе лише шляхом заміни несправного елемента або вузла. Мінливі неполадки, зазвичай, тривають не більш деякого певного часу. Однією з можливих причин, зазначених неполадок, може бути фізична завада, яка лише на короткий час змінює деякий параметр робочого елемента. До цих пір практикою використання мікро-ЕОМ ще не накопичено достатнього статистичного матеріалу щодо частоти та тривалості подібних неполадок через складність експериментів та значних матеріальних затрат. Окрім того, характер таких неполадок проявляє себе лише побічно, тобто через появу у вигляді похибок. Дані, отримані фірмою ІВМ показують, що переважна більшість мінливих неполадок (до 80%) незначною мірою впливають на справну роботу мікро-ЕОМ і практично не виявляється схемами контролю (виявляється менше 5%) [9].

Випадкові порушення працездатності, обумовлені впливом зовнішнього середовища, проявляють себе найчастіше як рідкі, випадкові збої у процесі нормального функціонування цифрової апаратури. Доступний статистичний матеріал [5, 6, 9] показує, що у переважній більшості випадків (70–80%) порушення працездатності цифрових пристроїв з програмованою логікою обумовлено випадковими збоями, причому (35–60%) загальною кількістю збоїв з'являється на етапі зберігання інформації, тобто у пристроях пам'яті. Слід зауважити, що незважаючи на схожий принцип дії постійних та оперативних запам'ятовувачих пристроїв, їх вклад у достовірність виконуваних обчислень далеко не однаковий. Головна причина пониженої надійності оперативної пам'яті полягає у тому, що вона працює за умов численних внутрішніх завад [6,9], які призводять до спотворення інформації, що зчитується або записується. До таких же наслідків призводять неполадки у роботі регістрів, суматорів, пристроїв керування, шинах даних і їх прийнято враховувати, як збої у пам'яті [4], імовірність появи яких визначається надійністю відповідних вузлів. Інтенсивності відмов основних блоків типової мікро-ЕОМ наведено у табл. 1.

Таблиця 1

Інтенсивність відмов типових блоків мікро-ЕОМ

Вузли мікро-ЕОМ	Середній час напрацювання на відмову, год.	Інтенсивність відмов, 1/год.
Мікропроцесор	5 000	$2 \cdot 10^{-4}$
Блоки пам'яті	5 000	$2 \cdot 10^{-4}$
Джерела живлення	10 000	10^{-4}
Пристрої вводу – виводу	20 000	$5 \cdot 10^{-5}$
Шини даних	100 000	10^{-5}
Генератори синхронізації	100 000	10^{-5}

Аналіз аномальних похибок пристрою обробки потоку первинних оцінок кутових координат повітряного судна почнемо з побудови математичної моделі процесу зберігання числових даних, припустивши що:

- у пристрої вторинної обробки кутових даних, згідно рекомендацій [8], застосовано восьмирозрядний мікропроцесор;
- старший розряд одnobайтових комірок пам'яті відводиться під знак числа, а інші сім – є значимими;
- збої окремих розрядів, включно до знакового, носять незалежний характер і трапляються з імовірністю q ;
- для заданої апаратної конфігурації пристрою обробки, послідовність збоїв у часі утворюють пуасонівський потік рідких подій з постійною інтенсивністю;
- у випадку, коли статистичні дані про імовірність збоїв відсутні слід вважати, що інтенсивність збоїв на порядок перевищує інтенсивність відмов [9].

З врахуванням прийнятих обмежень, вміст комірок пам'яті оперативного запам'ятовуючого пристрою у будь-який момент часу k можна представляти у вигляді суми двох складових – детермінованої та випадкової $M(k) = M_0(k) + \Delta M(k)$. Стосовно випадкової складової $\Delta M(k)$, то з посиланням на роботу [4] можна вважати, що вона визначена на дискретній множині $[-(2^N-1), (2^N-1)]$, яка містить 2^N елементів, розподілена за біноміальним законом з нульовим середнім значенням та дисперсією $S_{\Delta M}^2$, що залежить від довжини вибраної розрядної сітки та імовірності виникнення збою

$$S_{\Delta M}^2 = E \{ \Delta M(k) \Delta M^T(k) \} = 2 \left\{ q \frac{2^{N-1}}{3} + 2 q^2 \left(\frac{2^{2N} + 2}{3} - 2^N \right) \right\}. \quad (5)$$

Наприклад, при $N = 7$ та $q = 2 \cdot 10^{-4}$ дисперсія випадкової складової $S_{\Delta M}^2$ дорівнює 1.5. Надалі скористаємось отриманою моделлю похибок зберігання даних у комітках пам'яті для аналізу точності алгоритму дискретної фільтрації Калмана за наявності випадкових спотворень матричного коефіцієнта передачі $K(k)$.

При появі випадкових збоїв вміст комірок пам'яті, де зберігаються елементи матриці передачі фільтра представимо у вигляді суми детермінованої та випадкової складових $K(k+1) = K_0(k+1) + \Delta K(k+1)$, де $\Delta K(k+1)$ – випадкова складова, імовірнісна модель якої була розглянута.

Умовна кореляційна матриця похибок фільтрації у момент появи збою може бути розрахована на основі формули (4)

$$P_{\Delta K}(k+1/k+1) = \text{Cov} \{ x(k+1)/Y_1^{k+1} \} = \{ I - [K_0(k+1) + \Delta K(k+1)] C(k+1) \} P_0(k+1/k) \cdot \{ I - [K_0(k+1) + \Delta K(k+1)] C(k+1) \}^T + [K_0(k+1) + \Delta K(k+1)] R(k+1) [K_0(k+1) + \Delta K(k+1)]^T, \quad (6)$$

Шляхом нескладних перетворень формула (6) може бути представлена у вигляді суми чотирьох складових:

$$[I - K_0(k+1) C(k+1)] P_0(k+1/k) [I - K_0(k+1) C(k+1)]^T + K_0(k+1) R(k+1) K_0(k+1)^T; \quad (7)$$

$$\Delta K(k+1) [C(k+1) P_0(k+1/k) C^T(k+1) + R(k+1)] \Delta K^T(k+1); \quad (8)$$

$$K_0(k+1) R(k+1) \Delta K^T(k+1) - \Delta K(k+1) C(k+1) P_0(k+1/k) [I - K_0(k+1) C(k+1)]^T; \quad (9)$$

$$K_0(k+1) R(k+1) \Delta K^T(k+1) - [I - K_0(k+1) C(k+1)] P_0(k+1/k) C^T(k+1) \Delta K^T(k+1). \quad (10)$$

Перша складова дорівнює кореляційній матриці похибок фільтрації за умови відсутності збоїв $P_0(k+1/k+1)$, а вираз (8) можна звести до вигляду $\Delta K(k+1) P_z(k+1/k+1) \Delta K^T(k+1)$, де $P_z(k+1/k+1)$ – кореляційна матриця нев'язок фільтра Калмана, який працює у нормальних умовах. Сума членів (9) – (10) дорівнює нулю. У цьому можна переконатись, якщо використати властивість симетрії матриць $R(k+1)$, $P_0(k+1/k)$ і привести вказану суму до вигляду

$$\{ K_0(k+1) R(k+1) - [I - K_0(k+1) C(k+1)] P_0(k+1/k) C^T(k+1) \} \Delta K^T(k+1). \quad (11)$$

Далі з врахуванням тотожностей [7].

$$P_0(k+1/k+1) C^T(k+1) R^{-1}(k+1) = K_0(k+1);$$

$$[I - K_0(k+1) C(k+1)] P_0(k+1/k) = P_0(k+1/k+1),$$

неважко показати, що вираз у фігурних дужках (11) дорівнює нулю. Подальше осереднення по випадковій змінній $\Delta K(k+1)$ дозволяє записати вираз для кореляційної матриці похибок оцінювання у момент виникнення збою матричного коефіцієнта передачі фільтра у явній формі

$$P(k+1/k+1) = E_{\Delta K} \{ P_{\Delta K}(k+1/k+1) \} = P_0(k+1/k+1) + S_{\Delta K}^2(k+1) P_z(k+1/k+1), \quad (12)$$

де $(k+1)$ – дисперсія випадкової складової коефіцієнта передачі фільтра;

$$P_z(k+1/k+1) = C(k+1) P_0(k+1/k) C^T(k+1) + R(k+1).$$

Слід зауважити, що формула (12) отримана у припущенні, що випадкові процеси $x^*(k+1/k+1)$, $z(k+1)$, $\Delta K(k+1)$ є взаємно незалежними. Подальший вплив збою, що стався, на точність фільтрації можна розраховувати за формулою (4).

Аналіз результатів статистичного моделювання похибок фільтра Калмана другого порядку за наявності збоїв у комітках пам'яті

Статистичне моделювання похибок процесу фільтрації, обумовлених збоями окремих розрядів комірок пам'яті запам'ятовуючого пристрою, де зберігались поточні значення коефіцієнтів передачі дискретного фільтра $K_1(k-1)$, $K_2(k+1)$, проводилось стосовно ділянки планування посадочної траєкторії повітряного судна. Динамічні властивості фільтрованого параметра – кута місця моделювались різницевою рівнянням другого порядку

$$\begin{bmatrix} \delta_1(\hat{\epsilon}+1) \\ \delta_2(\hat{\epsilon}+1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_1(\hat{\epsilon}) \\ \delta_2(\hat{\epsilon}) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ w(\hat{\epsilon}) \end{bmatrix}, \quad (13)$$

а модель каналу спостережень описувалась рівнянням

$$y(k+1) = x_1(k+1) + n(k+1), \quad (14)$$

де $x_1(k)$ – значення кута місця повітряного судна на поточний k -й момент часу; $x_2(k)$ – значення швидкості зміни кута місця у цей же момент часу; T – період оновлення кутових даних; $y(k)$ – результати первинних спостережень кута місця; $w(k)$, $n(k+1)$ – гаусівські білі шуми з нульовими середніми значеннями та кореляційними матрицями $Q(k)$, $R(k+1)$, відповідно.

Масив поточних оцінок кута місця повітряного судна обчислювався у відповідності до виразів

$$x_1^*(k+1/k+1) = x_1^*(k/k) + T x_2^*(k/k) + K_1(k+1)z(k+1);$$

$$x_2^*(k+1/k+1) = x_2^*(k/k) + K_2(k+1)z(k+1);$$

$$z(k+1) = y(k+1) - x_1^*(k/k) - T x_2^*(k/k),$$

за наступних початкових даних, типових для високоточних вимірювань:

$$x(0) = \begin{bmatrix} 3.0 \\ 0.01 \end{bmatrix}; \quad x^*(0/0) = \begin{bmatrix} 2.5 \\ 0.006 \end{bmatrix}; \quad R(k+1) = 0.0036; \quad Q(k) = 0.0001;$$

$$P(0/0) = \begin{bmatrix} 0.625 & 0.0 \\ 0.0 & 0.06 \end{bmatrix}; \quad N = 7; \quad S_{\Delta K}^2 = 1.5; \quad q = 2 \cdot 10^{-4}; \quad T = 0.0247.$$

Вплив випадкових збоїв на вміст комірок пам'яті оперативного запам'ятовуючого пристрою, де зберігались розрахункові значення оптимального матричного коефіцієнта передачі фільтра Калмана $K_0(k+1)$, враховувався додаванням випадкової складової $\Delta K(k+1)$ з нульовим середнім значенням та дисперсією $S_{\Delta K}^2(k+1)$, розрахованою за формулою (5). Імовірність збою приймалась рівною $2 \cdot 10^{-4}$, а число значущих розрядів дорівнювало семи, так як один розряд відводився під знак числа. Закон розподілу ймовірностей миттєвих значень $\Delta K(k+1)$ був апроксимований нормальним законом розподілу з середнім значенням a та дисперсією $S_{\Delta K}^2(k+1)$, що дозволило спростити процес моделювання за допомогою програмного датчика випадкових чисел. Правомірність такої заміни обумовлена симетричністю та унімодальністю біноміального закону розподілу випадкової величини $\Delta K(k+1)$ з використанням асимптотичних властивостей при великій кількості можливих значень величини N [4,7].

За результатами статистичного експерименту, суть якого полягала у стократній імітації процесу фільтрації за алгоритмом Калмана, визначались вибіркові середні значення похибок фільтрації та їх кореляційна матриця $P_{M,K}(k+1/k+1)$. При цьому збої імітувались як в усталеному так і перехідному режимах.

З метою адекватності умов порівняльного аналізу, моменти появи збоїв осталися фіксованими протягом усього статистичного експерименту. Вибіркові значення кореляційної матриці похибок фільтрації порівнювались з розрахунковими значеннями отриманими на основі формули (2). За умов відсутності збоїв і при повній апріорній інформації про прийняті моделі та діючі збурення, вибіркові і розраховані значення співпадали, при цьому відносна похибка складала близько 15-20%.

За наявності збоїв фільтр втрачає оптимальні властивості, статистика похибок відрізняється від апріорної і це проявляється у незбіжності розрахункових та вибіркових значеннях кореляційних матриць $P(k+1/k+1)$, $P_{M,K}(k+1/k+1)$, що дозволяє оцінювати міру впливу аномальних похибок на характер відновлення процесу фільтрації, починаючи з моменту збою.

На рис. 1 показано результат спотворення оптимальних значень коефіцієнта передачі фільтра Калмана $K_1(k)$ за рахунок однократного збою у комірку оперативної пам'яті на початку перехідного (5-й такт) та усталеного режиму роботи (135-й такт) і характер його зміни у часі. Незавжди бачити, що раптова зміна значення $K_1(k)$ розповсюджується на декілька наступних тактів обчислювального процесу. Така поведінка пояснюється переналадженням фільтра унаслідок дії збою і таким чином фільтр проявляє себе як пристрій, що має самокоректувальні властивості.

На рис. 2 показані поточні оцінки кута місця повітряного судна і процес розповсюдження аномальної похибки на подальший процес фільтрації після появи збою. Кількісну оцінку точності фільтрації за умов можливих збоїв можна отримати, якщо звернутись до рис. 3, де представлена залежність вибіркових дисперсій оцінок кута місця повітряного судна від дискретного часу.

Аналіз кривих, наведених на рис. 2,3 показує, що поява збоїв у комірках пам'яті, де зберігаються значення матричного коефіцієнта передачі, зокрема $K_1(k)$, призводить до утворення аномальних похибок у оцінках кута місця повітряного судна, які перевищують відповідну похибку фільтра Калмана за умов відсутності збоїв, що найменше на один-два порядки. Таке суттєве погіршення точності вимірювань кутових координат у процесі посадки повітряного судна є неприпустимим. Тому важливо ще на етапі ескізного проектування посадочної системи задати обґрунтовані вимоги до надійності окремих вузлів цифрової апаратури обробки кутових даних, виходячи з заданого допуску на величину максимально припустимої похибки. Наприклад, обмеження області допуску величиною $\pm 2\sigma$, де $\sigma = P_0^{1/2}(k/k)$ – оптимальне середньоквадратичне значення похибки фільтра Калмана, який працює за умов відсутності збоїв, передбачає

зниження імовірності збоїв окремих розрядів у комірках пам'яті до величини 10^{-6} – 10^{-7} , а це потребує додаткових заходів щодо підвищення надійності елементів пам'яті (відповідного апаратного резервування, застосування мажоритарних схем та тощо). Результати відповідних розрахунків наведено у табл.2, де виділений прямокутник відповідає області допустимої точності оцінювання за умов появи збоїв при заданій їх інтенсивності.

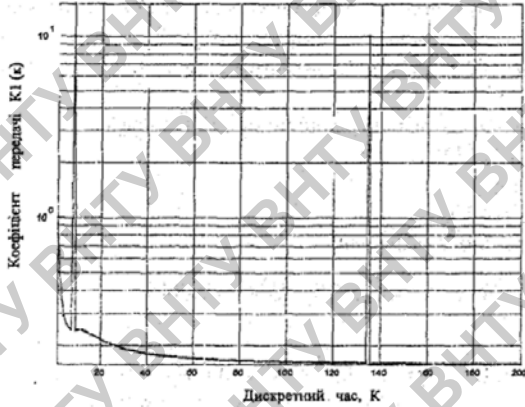


Рис. 1. Характер спотворень коефіцієнта передачі фільтра Калмана $K_1(k)$ за рахунок однократного збою у комірку оперативної пам'яті

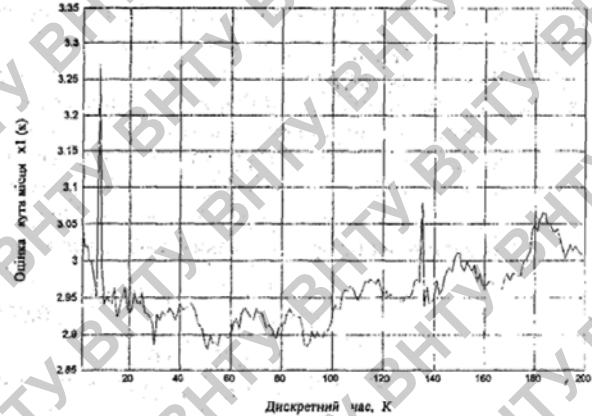


Рис. 2. Розповсюдження аномальної похибки у процесі фільтрації після появи збою

Таблиця 2

Область допустимої точності оцінювання при заданій інтенсивності збоїв

Дисперсія похибок оцінювання $P(k/k) \cdot 10^4$, град ²	7,5	8	9	10	12	16	21	35	42	61
Імовірність збою окремого розряду $q \cdot 10^{-8}$	2	4	6	8	10	20	40	60	80	100

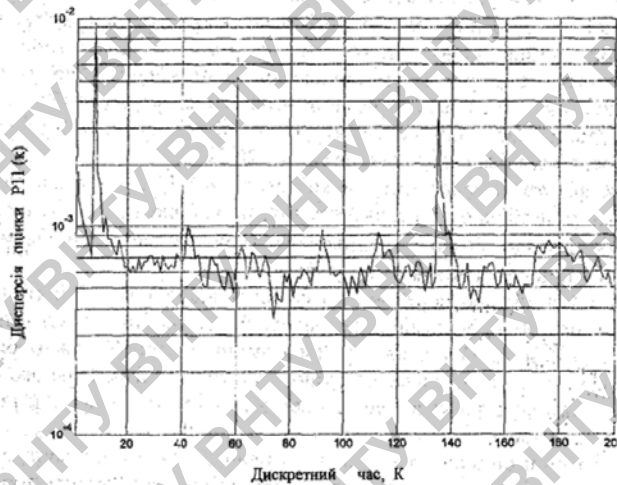


Рис. 3. Оцінка точності фільтрації за наявності збоїв

На рис. 4,а показана одна з можливих реалізацій процесу спотворення вмісту комірок пам'яті, де зберігаються значення коефіцієнта передачі фільтра по швидкості зміни кута місця $K_2(k)$ та його вплив (див. рис.4,б) на коефіцієнт передачі $K_1(k)$.

Тут процес перерахунку матричного коефіцієнта самовідновлюється і ця ситуація відображена на рис. 4 а, б, відповідними змінами, як коефіцієнта $K_2(k)$ так і коефіцієнта $K_1(k)$. Самокоректувальні властивості роблять фільтр Калмана знову оптимальним, але за інших початкових умов, що з'явилися після збою. Тому слід очікувати, що за нових умов, оцінки кута місця і надалі будуть незміщеними та ефективними. Підтвердженням цих висновків є результати статистичного моделювання, які наведені на рис. 5, а, б.

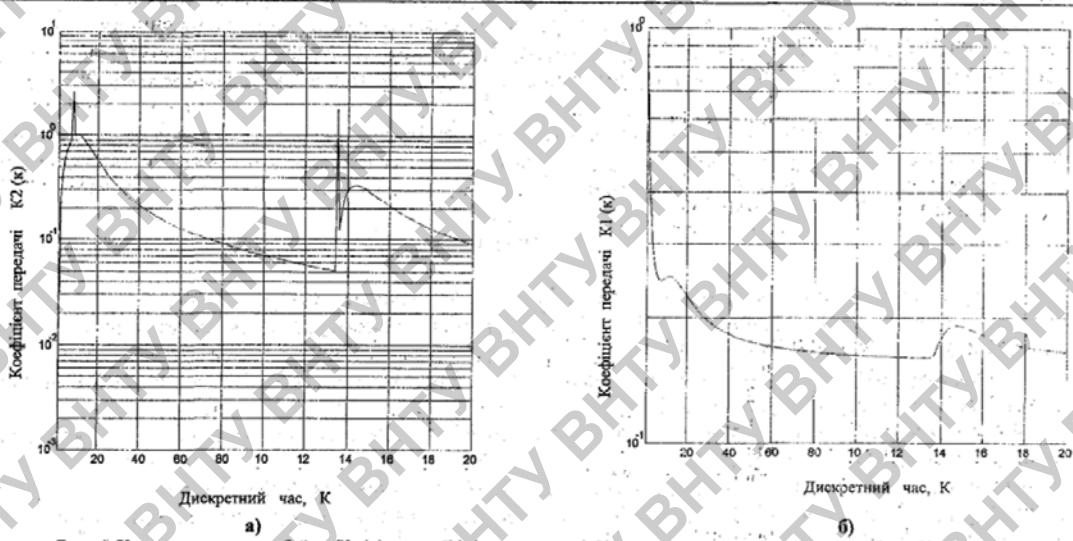


Рис. 4. Характер впливу збоїв у $K_2(k)$ на коефіцієнт передачі фільтра згладжування по куту місця $K_1(k)$

На рис. 5,а показана поточна оцінка кута місця повітряного судна, обчислена за умов появи збоїв у комірках пам'яті, де зберігались значення коефіцієнта передачі по швидкості $K_2(k)$, а на рис. 5,б представлена кореляційна матриця похибок фільтрації $P_{11}(k/k)$, яка визначає точність таких оцінок.

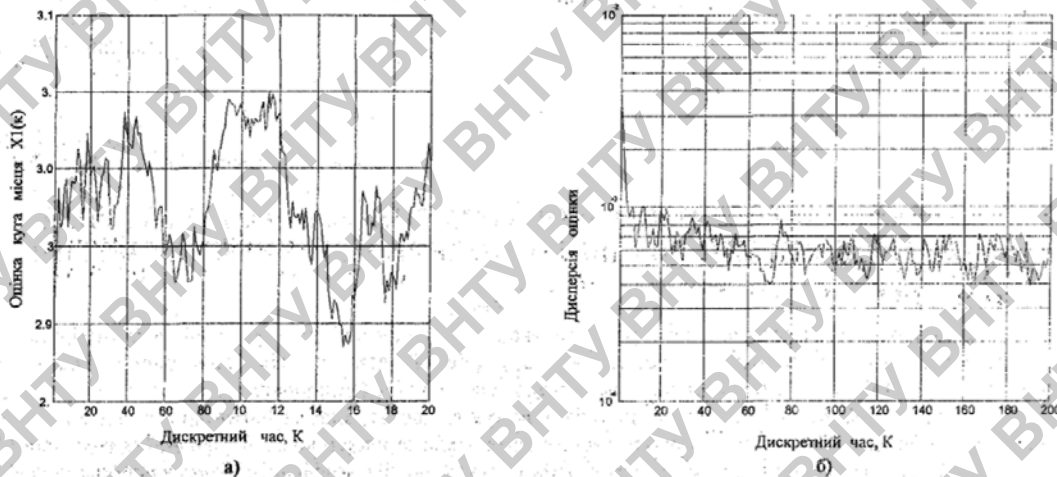


Рис. 4. Характер впливу збоїв у $K_2(k)$ на точність оцінювання кута місця повітряного судна $P_{11}(k)$

Порівняння з відповідними характеристиками точності фільтра Калмана, який працює за умов відсутності збоїв, показує, що за винятком процесу самокорекції, показники обох фільтрів в усталеному режимі практично збігаються. Такий збіг пояснюється незначним впливом збоїв у $K_2(k)$ на $K_1(k)$ через високий темп оновлення посадочних даних, відносно повільною динамікою зміни кута місця повітряного судна у процесі виконання посадочного маневру та відсутністю результатів спостережень за швидкістю зміни кутової координати. За аналогічною методикою можна досліджувати вплив одночасних збоїв у комірках пам'яті $K_1(k)$ та $K_2(k)$ на точність оцінювання кута місця повітряного судна. Незважаючи на те, що така подія малоімовірна (за умови статистичної незалежності збоїв окремих розрядів, порядок імовірності цієї події складає величину 10^{-8}) все ж повністю її ігнорувати не варто.

Висновки

Підводячи підсумки аналізу результатів статистичного моделювання похибок оцінювання кута місця повітряного судна фільтрами другого порядку, які працюють за умов можливих збоїв у комірках пам'яті, де зберігаються значення матричного коефіцієнта передачі, можна стверджувати:

1. Запропонована математична модель адекватно описує, у першому наближенні, випадкові порушення працездатності мікропроцесорної апаратури, які найчастіше з'являються у процесі її експлуатації.
2. Розглянуті алгоритми дискретної фільтрації куткових даних, за умов наявності збоїв у комірках пам'яті оперативного запам'ятовуючого пристрою, найбільш чутливі до збою коефіцієнта передачі $K_1(k)$.

Порівняно з алгоритмом Калмана, який працює за умови відсутності збоїв, пікове погіршення у точності складає щонайменше один-два порядки. Таке, суттєве погіршення точності оцінювання кутових координат у процесі посадки повітряного судна є неприпустимим і потребує додаткових заходів щодо підвищення надійності елементів пам'яті у вигляді відповідного апаратного резервування, застосування мажоритарних схем та тощо.

3. Організація поточних обчислень оцінок кута місця повітряного судна з покроковим перерахуванням матричного коефіцієнта передачі фільтра Калмана після появи збою залишається оптимальною, але за нових початкових умов і має самокоректувальні властивості.

Література

1. Верещака А.И. Авиационное радиооборудование. – М.: Транспорт, 1996. – 344 с.
2. Сосновский А.А., Хаймович И.А. Радиоэлектронное оборудование летательных аппаратов. Справочник. – М.: Транспорт, 1987. – 256с.
3. Сантиметровые системы посадки самолетов / В.М. Бенин, Е.И. Шолупов, В.А.Кожевников, И.А.Хаймович. – М.: Машиностроение, 1985. – 224с
4. Васильев Г.Я. Влияние сбоев управляющей ЦВМ на точность идентификации // Автоматика и телемеханика. – 1975, –№ 11. – С. 181–187.
5. Пузанков Д.В. Микропроцессорные системы. – СПб.: Политехника, 2002. – 935с.
6. Горн Л.С., Хазанов Б.И., Хазанов Д.Б. Микропроцессоры в приборах для радиационных измерений. – М.: Атомиздат, 1989. – 376 с.
7. Ярлыков М.С. Статистическая теория радионавигации. – М.: Радио и связь, 1985. – 344с.
8. Воловик Ю. М., Логвиненко В.В., Шутило М. А., Воловик А.Ю. Порівняльний аналіз ефективності субоптимальних алгоритмів дискретної фільтрації // Вимірjувальна та обчислювальна техніка в технологічних процесах. Хмельницький, – 2005, –№ 2. – С. 92– 97.
9. Авиженис А. Отказоустойчивость – свойство, обеспечивающее постоянную работоспособность цифровых систем // ТИИЭР.–1988. – Т 66, № 10.– С.5–25.

Надійшла 19.1.2007 р.

ВІСНИК

Хмельницького

національного

університету

Засновано в липні 1997р.

Виходить 6 разів на рік

Хмельницький, 2007, №1 (89)

Засновник і видавець: Хмельницький національний університет
(до 2005 р. – Технологічний університет Поділля, м. Хмельницький)

Головний редактор

Скиба М.Є., заслужений працівник народної освіти України, академік УТА, професор, ректор Хмельницького національного університету

Голова редакційної колегії

Сілін Р.І., заслужений працівник народної освіти України, академік МАІ, академік АІН України, академік УТА, д.т.н., професор

Заступник головного редактора

Каплун В.Г., академік УТА, д.т.н., професор

Відповідальний секретар

Гуляєва В.О., завідувач патентно-інформаційним відділом, Хмельницький національний університет

Члени редколегії

Технічні науки

д.т.н. Кіницький Я.Т., к.т.н. Баннова І.М., д.т.н. Гладкий Я.М., к.т.н. Домбровський А.Б., к.т.н. Драпак Г.М., д.т.н. Калда Г.С., д.т.н. Камбург В.Г., д.т.н. Ковтун В.В., д.т.н. Костогриз С.Г., д.т.н. Кузьменко А.Г., д.т.н. Локазюк В.М., д.т.н. Мазур М.П., к.т.н. Мандзюк І.А., д.т.н. Мичко А.А., д.т.н. Мясищев О.А., д.т.н. Параска Г.Б., д.т.н. Ройзман В.П., д.т.н. Рудницький В.Б., д.т.н. Семенюк М.Ф., д.т.н. Славинська А.Л., д.т.н. Стецишин М.С., к.т.н. Троцишин І.В., д.т.н. Шевеля В.В., д.т.н. Либа В.П., д.ф.-м.н. Качурик І.І.

Відповідальний редактор серії "Технічні науки"

Кіницький Я.Т., заслужений діяч науки і техніки України, д.т.н., професор, Хмельницький національний університет

Технічний редактор к.т.н. Горященко К.Л.

Редактор-коректор Броженко В.О.

Адреса

редакції:

**Україна, 29016,
м. Хмельницький, вул. Інститутська, 11,
Хмельницький національний університет
редакція журналу "Вісник Хмельницького національного університету"**

☎

e-mail:

(8-03822) 2-51-08

patent_1@beta.tup.km.ua

web:

<http://visniktup.narod.ru>

http://library.tup.km.ua/visnyk_tup.htm

<http://vestnik.ho.com.ua>

Зареєстровано Міністерством України у справах преси та інформації.
Свідectво про державну реєстрацію друкованого засобу масової інформації
Серія КВ № 9722 від 29 березня 2005 року (перереєстровано)
Бюлетень ВАК №2, 2006

© Хмельницький національний університет, 2007
© Редакція журналу "Вісник Хмельницького національного університету", 2007